

PLANO AMOSTRAL PARA AVALIAÇÃO DA COBERTURA VACINAL*

Eunice Pinho de Castro Silva**
Neusa Nakao **
Edmundo Juarez**

SILVA, E.P.de C. et al. Plano amostral para avaliação da cobertura vacinal. Rev. Saúde públ., S.Paulo, 23:152-61, 1989.

RESUMO: Descreve-se o planejamento de amostragem empregada no levantamento realizado para a avaliação de cobertura vacinal, no município de Araraquara, Estado de São Paulo (Brasil), 1983. Houve uma estratificação das crianças de 12 a 23 meses, resultando o estrato de crianças residentes em domicílios particulares e aquele composto pelas crianças de asilos e orfanatos. No primeiro estrato foi aplicado o método de R.H. Henderson e T. Sundaresan proposto pela Organização Mundial de Saúde (OMS) no Programa Ampliado de Imunização - PAI. O método prevê sorteio de 30 áreas parciais com probabilidade proporcional às suas populações e em cada área selecionada, há o sorteio de um "ponto de partida" que serve de referência para a tomada de 7 crianças, seguindo normas pré-fixadas de percurso. Na amostra do estrato 1 figuraram áreas da zona urbana e rural. Na aplicação do método à zona urbana, foi introduzida uma operação intermediária que consistiu no sorteio de um quarteirão, com probabilidade proporcional à sua população estimada. Do segundo estrato seria selecionada uma amostra com fração de amostragem igual à adotada no primeiro. Propõe-se a estimativa-razão como estimador da taxa de vacinação e apresenta-se a fórmula que estima o erro padrão deste estimador.

DESCRITORES: Vacinação. Avaliação. Amostragem.

1. INTRODUÇÃO

Aproveitando o êxito que alcançava a Campanha de Erradicação da Varíola no mundo, criou-se uma comissão encarregada de estudar junto à OMS - Organização Mundial da Saúde, uma proposta de programação para extensão de cobertura vacinal, utilizando todo o conhecimento adquirido até então. Desta forma, em 1974, foi criado o Programa Ampliado de Imunizações - PAI.

Esse Programa é uma ação conjunta empreendida pela OMS, OPAS, UNICEF e as nações do mundo para reduzir a mortalidade e a morbidade por meio da imunização contra 6 doenças que atingem as crianças em todo o mundo: sarampo, poliomielite, coqueluche, tétano, difteria e tuberculose. A meta do PAI é colocar à disposição da totalidade de crianças do mundo, até o ano 1990, os serviços de imunização.

Como proposta de implementação do PAI, o item avaliação foi considerado um dos mais importantes ao lado do treinamento, dotação

orçamentária, pesquisas e divulgação de informações. Segundo Foster³, a avaliação é o instrumento administrativo mais importante na determinação de um programa de vacinação efetivo. Assim, pois, o PAI propõe a metodologia de avaliação da cobertura vacinal utilizando a amostragem por conglomerados.

O presente trabalho tem por finalidade descrever o plano amostral utilizado para estimar a cobertura vacinal das crianças de 12 a 23 meses de idade, em 1983, no Município de Araraquara, Estado de São Paulo, adotando-se metodologia proposta pelo PAI.

2. PLANEJAMENTO DA AMOSTRAGEM

2.1 Descrição da População

O Município de Araraquara, SP, com uma extensão territorial de 1.541 Km², dos quais 171 Km² na zona urbana e 1.370 Km² na zona rural, contava com uma população, segundo o Censo de 1980, de 128.122 habitantes. A densidade populacional na zona urbana foi estimada em 695,7 hab/Km² e na zona rural em 6,8 hab/Km². A esti-

* Parte da Dissertação de Mestrado apresentada à Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, em 1987, por Neusa Nakao Sato.

** Departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo - Av. Dr. Arnaldo, 715 - 01255 - São Paulo, SP - Brasil.

mativa do número de crianças do grupo etário de 12 a 23 meses foi de 3.207. Este número foi obtido por técnica geométrica aplicada às populações totais de 1970 e 1980. A população total projetada para 26 de julho de 1983 aplicou-se a proporção de crianças de 12 a 23 meses (2,2345%) projetada linearmente para aquela data, a partir dos dados censitários*. Escolheu-se o grupo etário de 12 a 23 meses para permitir a avaliação da cobertura vacinal do esquema básico no primeiro ano de vida. Portanto, esse grupo, constituído por crianças que já completaram um ano de vida mas ainda não completaram o segundo, deverá representar o resultado do trabalho de vacinação executado nos anos imediatamente anteriores, isto é, de 26 de julho de 1981 a 25 de julho de 1983.

Com a deliberação da Secretaria da Saúde-Conselho Técnico Administrativo-SS-CTA nº 1 de 23 de julho de 1979, que determina o programa da vacinação no Estado de São Paulo e recomenda que as crianças devam receber o esquema básico no primeiro ano de vida, partiu-se do pressuposto que as crianças de 12 a 23 meses de idade tiveram a oportunidade de receber as vacinas correspondentes. Levou-se em conta também a densidade populacional, uma vez que na amostragem para as populações rarefeitas são tomados conglomerados de maior extensão territorial. Ao contrário, para as populações mais densas os conglomerados são de menores extensões territoriais.

2.2 População de Análise. Estratificação

A população de análise constituída pela totalidade de crianças residentes no Município de Araraquara, SP, do grupo etário de 12 a 23 meses durante o período do levantamento, foi estratificada segundo a classe a que pertencia o domicílio da criança**, particular ou coletivo (orfanato, asilo), resultando respectivamente os estratos 1 e 2. O motivo desta estratificação foi o de pretender-se aumentar a precisão na estimação da taxa de cobertura vacinal, uma vez que, segundo informação do serviço de saúde, esta taxa pode diferir, conforme se refira a crianças residentes em domicílios particulares ou crianças residentes em domicílios coletivos. Essas crianças estariam sujeitas à supervisão mais rígida em termos de controle do cumprimento do calendário, além de ser um pré-requisito exigido por certas instituições, como condição para residir nesses tipos de domicílios.

2.3 Amostragem no Estrato 1

2.3.1 Método de Henderson e Sundaresan (PAI)

Para a avaliação da cobertura vacinal no es-

trato 1, foi aplicado o método de Henderson e Sundaresan⁴, proposto pela OMS no PAI. Esta metodologia foi aplicada originalmente em 1965, por Serfling e Sherman⁹, nos EUA, na avaliação do estado vacinal da varíola, em crianças de 1 a 4 anos de idade e, posteriormente, adaptada para se avaliar a cobertura vacinal antivariólica na África Oriental, no Programa de Erradicação da Varíola, em 1968.

2.3.1.1 Tamanho da Amostra

Este método consiste em se estimar a cobertura vacinal através do levantamento domiciliar de 210 crianças, selecionando-se ao acaso 30 conglomerados de 7 crianças cada. Para determinação do tamanho da amostra e do número de conglomerados a ser tomado, iniciou-se pela determinação do número de crianças na amostra em se aplicando a amostragem casual simples. A metodologia do PAI considera o estado vacinal como uma variável binomial, ou seja, os indivíduos pertencentes à população são classificados em duas categorias: vacinados ou não vacinados. Para variáveis binomiais, o tamanho da amostra que atende à determinada precisão é dado pela fórmula:

$$n = \frac{z^2 \cdot P \cdot Q}{d^2} \quad \text{onde:}$$

n = é o tamanho da amostra.

z = valor tirado da tabela da distribuição normal reduzida dado um nível de confiança.

P = é a proporção de pessoas na população que foram vacinadas ou, é a taxa de cobertura vacinal pesquisada.

Q = $1-P$ proporção de pessoas na população que não foram vacinadas.

d = margem de erro.

Pela proposta do PAI, para a avaliação de cobertura vacinal, admite-se um erro de, no máximo, 10% para mais ou para menos da taxa procurada, e com nível de confiança de 95%. Quando não se dispõe de estimativa de P , proporcionado por levantamentos anteriores realizados em populações análogas, a estratégia adotada é a de se admitir P igual a 50%, valor este que, para a fixada precisão, exige maior tamanho de amostra. Assim, para o nível de confiança de 95%, ao qual corresponde a z igual a 1,96 na tabela de distribuição normal reduzida, P e Q igual a 0,5 e d igual a 0,1 teremos:

$$n = \frac{1,96^2 \cdot 0,5 \cdot 0,5}{0,1^2} = 96$$

Como existe normalmente uma tendência

* Comunicação pessoal do Prof. Jair Lício Ferreira Santos.

** Nota: Sempre que constar o termo "criança", deverá ser entendido que se trata de criança do grupo etário estudado e residente no Município de Araraquara.

dos indivíduos pertencentes ao mesmo conglomerado de apresentarem características semelhantes, isto é, medida de homogeneidade positiva, a expectativa é que a precisão diminua na amostragem por conglomerados, ao se manter o mesmo tamanho da amostra. Esta questão foi resolvida com base na experiência, através dos levantamentos realizados na África Oriental para a avaliação da Campanha de Erradicação da Varíola em 1968 e 1969, assim como na estimativa feita nos EUA do estado imunitário contra a varíola em conglomerados de crianças de 1 a 4 anos⁹. Essas experiências mostraram que para manter a precisão desejada, o tamanho da amostra deveria ser duplicado. Desta forma, se n é igual a 96 na amostragem casual simples, como se trata de amostragem por conglomerados, o tamanho da amostra deverá ser 96×2 , ou seja, 192 crianças. Considerando-se que seriam tomados 30 conglomerados de igual tamanho, tem-se para um total de 192 crianças, 7 crianças por conglomerado. Desta forma, 30 conglomerados² de 7 crianças cada resultarão numa amostra de 210 crianças⁴.

2.3.1.2 Seleção da amostra

Várias operações são realizadas para a seleção da amostra e se processam na seguinte ordem:

- a - Divisão da área de interesse em áreas parciais;
- b - Sorteio de 30 dessas áreas com probabilidade proporcional às respectivas populações;
- c - Estabelecimento de normas que determinem a ordem em que os domicílios de uma área parcial seriam consideradas a partir de fixado ponto dessa área;
- d - Seleção casual de um "ponto de partida" (domicílio) em cada área parcial sorteada;
- e - Tomada de crianças até um total de 7, começando pelo domicílio inicial e continuando pelos seguintes, segundo as normas preestabelecidas, perfazendo um total de 210 crianças*.

2.3.1.3 Vantagens do Método

Esta amostragem por conglomerados, adotada pelo PAI, veio ao encontro das necessidades sentidas na execução de levantamentos visando a avaliação de um programa de vacinação. O principal mérito desta metodologia é a sua

exeqüibilidade por profissionais não especializados, ou seja, não é necessário o concurso de um especialista em amostragem para se garantir um bom resultado, desde que obedecidas rigorosamente as instruções. Assim, pode-se estimar de maneira satisfatória a cobertura vacinal de uma região, cidade ou país. Além do mais, o método proposto é pouco oneroso, estando ao alcance de qualquer serviço de saúde organizado, isto é, passível de ser aplicado nos países em desenvolvimento. Nesses, esta metodologia de avaliação de cobertura vacinal, desde que realizada de maneira sistematizada e periódica, pode contribuir para o monitoramento do programa. A amostragem por conglomerados seria mais apropriada na avaliação da cobertura vacinal, tendo em vista a disponibilidade dos sistemas de referência, ou seja, mapas, plantas e croquis. A amostragem por elementos, por sua vez, é mais complexa, demandando uma relação nominal de todos os componentes da população em estudo, mais tempo e maiores recursos do que na amostragem por conglomerados. Como vantagem adicional desta metodologia, tem-se a sua validade para qualquer que seja o tamanho da população, isto é, pode-se aplicá-la na avaliação da cobertura tanto em uma cidade de 50.000 habitantes como numa região de um milhão de habitantes, sempre tomando 30 conglomerados com 7 crianças cada⁷.

As condições para a validade do inquérito são as seguintes:

- que os 30 conglomerados sejam tomados ao acaso;
- que o inquérito tenha um período de duração limitado. O ideal seria de um mês e, certamente, não deve ultrapassar 3 meses para se garantir ao máximo que os conglomerados representem a mesma população.

Deve-se lembrar que, se a área a ser avaliada for muito extensa, não será possível distinguir as sub-áreas com diferentes coberturas vacinais. Por outro lado, seria muito oneroso avaliar um grande número de pequenas áreas. Admite-se como satisfatório considerar uma área com população não superior a um milhão de pessoas para a avaliação da cobertura. Isto significa que os resultados da avaliação serão válidas para essa área no seu conjunto, ou seja, os resultados dizem respeito somente à área de estudo. Os resultados obtidos em qualquer sub-área da mesma teriam uma margem de erro muito grande para serem utilizados isoladamente. Portanto, esta metodologia não permite estabelecer comparações entre divisões de um território global. Assim, caso se queira avaliar um grande país no seu conjunto, e

* No caso de no último domicílio residir mais crianças do que o necessário para completar 7, todas elas serão incluídas na amostra, mesmo que isto signifique que o conglomerado de crianças selecionado na área parcial em questão, tenha 8 ou mais crianças.

se o objetivo for o de comparar a cobertura vacinal nas diferentes regiões do país, devem-se efetuar os inquéritos separados em cada parte do país. Cada inquérito individual poderá, no entanto, ser efetuado aplicando-se esta mesma metodologia ⁸.

2.3.2 Aplicação do Método Descrito

Para a seleção de 210 crianças residentes em domicílios particulares (estrato 1), do Município de Araraquara, executaram-se as operações do método descrito, através de 3 etapas na zona urbana e 2 na zona rural.

2.3.2.1 Primeira etapa - zona urbana e zona rural

Foram selecionadas 30 áreas parciais, com probabilidade proporcional às respectivas populações de 1980 e procedeu-se a uma série de operações:

a - Todos os setores censitários do Município de Araraquara, SP, foram listados com as respectivas populações de 1980 de acordo com a ordem fornecida pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

(IBGE), porém figurando primeiramente todos os setores da zona urbana, seguindo-se todos os da zona rural. Totalizaram 135 setores, sendo 115 na zona urbana com 118.346 residentes e 20 na zona rural com 9.333 residentes. Desses 135 setores, foram excluídos 3 da zona urbana, correspondentes a orfanatos, por fazerem parte do estrato 2, restando, portanto, 132 setores que tomaram parte desta amostragem;

b - Tendo em vista a necessidade de se ter pelo menos 7 crianças do grupo etário de interesse (12 a 23 meses), em cada conglomerado sorteado, e considerando que este grupo etário corresponde a 2,0% da população total, tem-se que:

- Se 7 crianças equivalem a 2,0% da população planejou-se formar conglomerados com uma população de 700 habitantes, população correspondente a 14 crianças, ou seja, o dobro do número de crianças previsto para se ter uma maior garantia de se encontrar as 7 crianças;

TABELA

Tabela de sorteio de 30 UPAs das zonas urbana e rural

Nº Setor	Pop.	Pop. Ajustada	UPA	Pop. Acumulada	Nºs Sorteados	UPA Sorteadas
1	916	916	1	916		
2	2	914	2	1830		
3	912					
4	775	777	3	2607		
5	2					
6	1195					
7	1232	1195	4	3802	2897	4
8	839	1232	5	5034		
9	1143	839	6	5873		
10	8	1143	7	7016		
11	6	1124	8	8140	7147	8
12	6					
13	1104					
14	931	931	9	9071		
15	1278	1278	10	10349		
16	1570	1570	11	11919	11397	11
17	1137	1137	12	13056		
18	1368	1368	13	14424		
19	1316	1316	14	15740	15647	14
20	1107	1107	15	16847		
.
.

- uma vez que, nem todos os 132 setores listados anteriormente apresentaram população de 700 pessoas, foi necessário fazer seu agrupamento com um ou mais setores da mesma zona (urbana ou rural), de forma que, no conjunto, atendessem a esse requisito. Resultou um total de 104 conjuntos cada qual com um ou mais setores censitários, constituindo cada conjunto uma unidade primária de amostragem-UPA. Dessas 104 unidades de primeira etapa, 95 estavam na zona urbana e 9 na zona rural. As 104 UPAs foram listadas com as populações correspondentes, obtendo-se a distribuição da população do Município de Araraquara, SP, em 1980, segundo a UPA de residência;
- c - Procedeu-se finalmente à seleção de 30 UPAs com probabilidade proporcional ao tamanho⁵ (população da UPA em 1980), operando-se da seguinte forma:
- I) a partir da distribuição da população em 1980, segundo a UPA de residência, obtiveram-se as "populações acumuladas", entendendo-se por "população acumulada", referente à determinada UPA, a soma da população dessa UPA com as populações de todas as UPAs que a antecederam naquela distribuição;
- II) dividiu-se a população total por 30, obtendo-se o intervalo de amostragem para a seleção das UPAs:

$$\frac{127.498}{30} = 4.249,9333$$

- III) em seguida sorteou-se um número entre 0,0001 e o valor do intervalo da amostragem 4.249,9333 na tabela de números ao acaso. No presente trabalho, o número sorteado foi 298.7,8558 o qual é chamado início casual;
- IV) tomando-se o início casual e a este somando-se sucessivamente o intervalo de amostragem, obtiveram-se os 30 números:

$$\begin{aligned} & 2.897,8558 \\ & 2.897,8558 + 4.249,9333 = 7.147,7891 \\ & 7.147,7891 + 4.249,9333 = 11.397,7220 \\ & 11.397,7220 + 4.249,9333 = 15.647,6550 \\ & 15.647,6550 + 4.249,9333 = 19.897,5880 \end{aligned}$$

e assim sucessivamente. Desprezando-se a parte decimal desses números obtiveram-se os 30 números selecionados;

- V) seleção da UPA- se o número selecionado coincidir com a população acumulada de uma UPA, ou se esta população for imediatamente superior a este número selecionado, a UPA estará selecionada. Assim, como o primeiro número selecionado foi 2.897, a população acumulada imediatamente superior a este número é a correspondente à UPA 4 com 3.802 habitantes, portanto, a UPA 4 está sorteada uma vez que não existe nenhuma outra que apresente exatamente a população acumulada do valor do primeiro número selecionado. Da mesma forma, sortearam-se as demais UPAs. O número seguinte sorteado, 7.147, corresponde à UPA 8 cuja população acumulada é de 8.140 habitantes; desta forma a UPA 8 foi selecionada e, assim, sucessivamente, até serem selecionadas as 30 UPAs.

Neste procedimento foram sorteados 28 UPAs na zona urbana e 2 na rural, conforme Tabela.

2.3.2.2 Segunda etapa

Por esta etapa, em cada UPA da zona urbana na amostra, foi selecionado um quarteirão (unidade secundária de amostragem- USA) com probabilidade proporcional à população nele residente, estimada para 1980. A série de operações elaboradas para se alcançar esta seleção é a seguinte:

- a - Numeração dos quarteirões - Na caderneta do recenseador * correspondente a um setor censitário sorteado, os quarteirões foram numerados em zigue-zague. Se a UPA era constituída por 2 ou mais setores, numeravam-se os quarteirões desses setores, em seqüência, de modo que o número atribuído ao último quarteirão do último setor da UPA correspondia ao total de quarteirões desta UPA.
- b - Contagem rápida de domicílios nos quarteirões das UPAs selecionadas. Em cada UPA sorteada na primeira etapa, procedeu-se à contagem rápida de domicílios nos vários quarteirões que compõem a UPA. Nesta fase do trabalho, fez-se também a atualização dos croquis uma vez que o Censo foi realizado em 1980.

* Caderneta do recenseador (elaborada pela Fundação IBGE - Departamento de Censo). A cada setor censitário correspondente uma caderneta do recenseador a qual indica quais são os limites do setor, contendo o croquis da planta ou mapa representando as várias sub-áreas do setor (quarteirão ou outras partes da área do setor censitário).

c - Seleção de um quarteirão. Em cada UPA da amostra foi selecionado um quarteirão com probabilidade proporcional ao seu número de domicílios segundo a contagem rápida (veja apêndice IV) da seguinte forma:

I) elaborou-se uma relação de todos os quarteirões da UPA, escrevendo o número de cada um, acompanhado do respectivo número de domicílios dado pela contagem rápida ;

II) determinaram-se os valores acumulados;

III) sorteou-se um número inteiro do intervalo 1 — C_i (C_i = total de domicílios na UPA segundo a contagem rápida). O valor acumulado igual ou imediatamente superior ao número selecionado corresponde ao sorteado. Como exemplo, na UPA 4, a distribuição dos domicílios, segundo os quarteirões, foi a seguinte:

UPA 4 (setor 6) quarteirão	nº de domicílios	tamanho acumulado
1	44	44
2	14	58
3	9	67
4	39	106
5	40	146
6	33	179
7	23	202
8	30	232
9	18	250
10	28	278
11	28	306
12	29	335
13	25	360
14	30	390
15	3	393
16	5	398
398		

Nesta UPA, o número sorteado foi 59, que

correspondeu, portanto, ao quarteirão número 3, cujo tamanho acumulado de domicílios era 67, ou melhor, era o número imediatamente superior ao número sorteado.

2.3.2.3 Terceira etapa

a - Sorteio do "ponto de partida". No quarteirão selecionado da segunda etapa, planejou-se fazer uma listagem pormenorizada de todos os domicílios aí existentes e selecionar-se um deles, dando igual probabilidade de seleção a todos os domicílios do quarteirão. O domicílio sorteado seria tomado como o "ponto de partida" para a seleção do conglomerado de 7 crianças. Note-se que, previamente a este sorteio da terceira etapa, teria ficado estabelecido, através de instruções, qual o sentido de percurso do quarteirão e quais as normas para o registro dos domicílios, não só na feitura da citada listagem detalhada, mas também na tomada de domicílios a partir do "domicílio inicial". (Veja Apêndices I e II)

b - Seleção do conglomerado com sete crianças. Para esta seleção, a partir do "domicílio inicial", seguir-se-iam as instruções apresentadas no apêndice III. Visto porém que se dispunha de estimativas que indicavam ser menor que 7 o número de crianças do grupo etário alvo, residentes em um quarteirão, dispensou-se o sorteio de um ponto de partida, dado que todas as crianças deste quarteirão seriam incluídas na amostra. Entretanto, seguindo-se esta norma, de tomar todas as crianças do quarteirão, caso se encontrassem mais do que 7 crianças, sortear-se-ia uma delas que seria considerada como ponto de partida. Havendo necessidade de se completar o grupo de 7 crianças, passando para outro quarteirão, tomou-se o quarteirão cuja numeração fosse o imediatamente superior, a partir de uma esquina preestabelecida, percorrendo-o num sentido predeterminado.

2.3.2.4 Zona Rural

Para a zona rural, as etapas seguintes à primeira, diferiram de uma UPA para a outra. Na UPA 29, pelas informações existentes, procedeu-se a uma listagem de todas as crianças do grupo etário estudado, com seus respectivos endereços. Com igual probabilidade, uma destas crianças foi sorteada e adotada como "ponto de partida". Para completar o conglomerado tomaram-se mais 6 crianças seguindo-se a ordem da listagem.

Na UPA 30, como se tratava de uma área onde não se dispunha de dados que permitissem o sorteio de um "ponto de partida" nos moldes

da UPA anterior, utilizaram-se os dados fornecidos pela SUCEN, dividindo-se o setor censitário em sub-áreas, tendo em vista a facilidade de acesso. Uma destas sub-áreas foi selecionada, dando igual probabilidade de seleção a cada uma delas. Na sub-área sorteada, como se estimou haver menos que 7 crianças do grupo etário de interesse, segundo as informações da SUCEN, não houve preocupação em se sortear o "ponto de partida". Todas as crianças desta sub-área entraram na amostra, sendo que para completar o total de 7 crianças, prosseguiu-se à tomada das demais crianças na sub-área de numeração imediatamente superior, cujo percurso foi iniciado a partir de um ponto e sentido preestabelecidos.

2.4 Amostragem no Estrato Dois

Dos 135 setores censitários do Município de Araraquara, SP, 3 correspondiam a asilos e orfanatos com crianças de várias idades, relativos, portanto, a crianças do estrato 2. A amostra global que reuniria a de ambos os estratos, de acordo com o planejado, seria uma amostra equiprobabilística. Conseqüentemente, a fração de amostragem a ser adotada no estrato 2 deveria ser igual àquela do estrato 1, ou seja, $f = 210 / (3.207 - N_2)$ onde 3.207 é a estimativa do número de crianças da população de análise em 1983 e N_2 representa o número de crianças do estrato 2. Como as instituições que poderiam abrigar crianças do grupo etário de 12 a 23 meses não contassem com nenhuma criança do grupo etário alvo durante o período da pesquisa, este estrato foi considerado vazio.

2.5 Estimação da Taxa de Vacinação. Erro Padrão do Estimador

No planejamento elaborado para a seleção da amostra de crianças, foi proposta uma amostragem por conglomerados e estratificada pelo critério da classe do domicílio: particular (estrato 1) ou orfanato ou asilo (estrato 2). Foi entretanto verificado que o estrato 2 era vazio e, conseqüentemente, as fórmulas empregadas não foram as referentes à amostragem estratificada¹.

P: taxa de vacinação correspondente a determinada vacina.

$$P = \frac{y}{x}$$

onde: x = total de crianças na população de análise.

y = total de crianças, na população de análise que receberam a vacina em estudo.

Admitindo-se que a amostragem aplicada tenha proporcionado uma amostra equiprobabilística de crianças e, portanto, autoponderada⁵, foi empregado o estimador tipo índice (estimativa razão) r expressa pela fórmula (I) e a variância de r foi estimada pela expressão (II)^{1,2}.

2.5.1 Estimador da Taxa de Vacinação

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{\sum_{i=1}^n x_i} \quad (I)$$

onde r : estimador tipo índice (ou estimativa-razão)

x_i : número de crianças * da população de estudo, no conglomerado de crianças selecionado a partir do "domicílio inicial" sorteado na i -ésima UPA.

y_i : número de crianças dentre as x_i , que receberam a vacina cuja taxa de vacinação está sendo estudada.

n : número de UPAs selecionadas ou número de conglomerados de crianças que foram selecionados. No presente estudo $n = 30$.

2.5.2 Variância de "r". Erro Padrão de "r"

A fórmula da estimativa da variância de r nos é dada pela expressão

$$\text{var}(r) = \frac{1-f}{x^2} \cdot \frac{n}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n y_i^2 + r^2 \sum_{i=1}^n x_i^2 - r^2 \sum_{i=1}^n y_i x_i \right] \quad (II)$$

onde: f : fração global de amostragem. No presente estudo $f = \frac{210}{3.207}$

$x = \sum_{i=1}^n x_i$ Neste estudo $x = 210$

Segundo o planejamento x_i é igual a 7**, podendo ocorrer entretanto, que o número de crianças em um conglomerado seja maior que 7, ou seja, pode acontecer que os valores de x_i para $i=1,2,\dots,30$ não sejam todos iguais. Esta é a razão pela qual adotamos como estimador de P e como expressão para a variância de r , respectivamente as fórmulas (I) e (II) que se aplicam quer os valores de x_i sejam todos iguais entre si, quer difiram de uma UPA para outra da amostra.

A estimativa do erro padrão de r nos foi dada pela raiz quadrada positiva da expressão(II).

SILVA, E.P.de C. et al. [Sampling plan for evaluation of vaccination coverage]. Rev. Saúde públ., S.Paulo, 23:152-61, 1989.

ABSTRACT: A sampling project applied in a survey for estimating the vaccination coverage in Araraquara County, S.Paulo State (Brazil), in 1983, is described. A target population of children aged 12-13 months was divided into the strata: children living in private dwellings (i.e. single-family houses) and those living in collective dwelling places (orphanage, asylum). R.H. Henderson and T. Sundaresan's method, proposed by the World Health Organization (WHO) for use by the Expanded Programme on Immunization (EPI) was applied to the first stratum. This method consists of the random selection of 30 partial areas with a degree of probability proportional to the respective partial populations in each area chosen; a starting point ("household") is selected at random within each selected area; the selection of 7 children within each area begins with the first household and continues according to fixed rules. The sample of the first stratum was taken from areas in both urban and rural zones. In the urban zone, after the selection of the area and before the selection of the starting point, an intermediate stage, which consist in the selection of a block with probability proportional to its estimated population, was introduced. A sample was selected from the second stratum with the same sampling fraction used in the first stratum. The ratio-estimate is proposed as the estimator of the vaccination coverage rate and the formula for the calculation of the standard error is presented.

KEYWORDS: Vaccination. Evaluation. Sampling studies.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. CENTRAL BAUREAU OF STATISTICS. *Indonesia fertility survey: 1976 principal report*. Jakarta, Indonesia, 1978. v. 1, p. vii, 129, 136.
2. COCHRAN, W.G. *Sampling techniques*. 2nd ed. New York, John Wiley, 1963.
3. FOSTER, S.D. Evaluation of immunization programs in Africa. In: *Seminaire International sur les Vaccinations en Afrique, 2^{ème}*, Dakar, 1981. p. 255-65. (Collection Fondation Mérieux).
4. HENDERSON, R.H. & SUNDARENSAN, T. Cluster sampling to assess immunization coverage: a review of experience with a simplified sampling method. *Bull. Wld Hlth Org.*, 60: 253-60, 1982.
5. KISH, L. *Survey sampling*. New York, John Wiley, 1965.
6. LEMESHOW, S & ROBINSON, D. Surveys to measure programme coverage and impact: a review of the methodology used by the expanded programme on immunization. *Wld Hlth Statist. Quart.*, 38: 65-75, 1985.
7. LIGUE FRANÇAISE POUR LA PREVENTION DES MALADES INFECTIEUSES. Réunion sur la couverture vaccinale, 5 fev. 1983: rapport. Paris, 1983. [Mimeografado].
8. ORGANIZATION MONDIAL DE LA SANTÉ. *Évaluer la couverture vaccinale*. Genève, s.d. p. 1-5.
9. SERFLING, R. & SHERMAN, L.L. Apud HENDERSON, R.H. et al. Assessment of vaccination coverage, vaccination sear rates, and smallpox scarring in five areas of West Africa. *Bull. Org. mond. Santé*, 48: 183-94, 1973.

Recebido para publicação em 1/7/1988.
Reapresentado em 1/2/1989
Aprovado para publicação em 10/2/1989

* No método de Henderson e Sundaresan $x_i = 7$

** Quando todos os valores de x_i forem iguais ⁶, aquelas fórmulas (I) e (II) passam a ser dadas por:

$$r = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n P_i \quad (\text{III})$$

onde $P_i = \frac{y_i}{x_i}$ que no estudo representa a proporção de crianças vacinadas dentre as x_i crianças do conglomerado correspondente à i ésima UPA.

$$\text{var}(r) = \frac{1-f}{n} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \left(P_i - \frac{\sum_{i=1}^n P_i}{n} \right)^2}{n-1} \quad (\text{IV})$$

APÊNDICE I

Instruções para Sentido de Percurso

- 1 - Quer seja a partir do domicílio "ponto inicial" da UPA sorteada, quer seja a partir da esquina assinalada para início do percurso de um quarteirão, percorrê-lo no sentido horário (isto é, sentido dos ponteiros do relógio). Note-se que, ao percorrer um quarteirão neste sentido, as casas do quarteirão, nessa caminhada, ficarão sempre à direita de quem percorre o quarteirão.
- 2 - Se no quarteirão houver uma vila, entrar na mesma, e percorrê-la, mantendo sempre as casas à direita.
- 3 - Se no quarteirão houver um prédio de apartamentos, percorrer os andares, como se estivesse percorrendo uma vila, isto é, saindo do elevador ou tendo terminado de subir pela escada, percorrer o andar sempre mantendo os apartamentos à direita. Percorrer os apartamentos, começando pelo andar térreo e subindo até o andar que for necessário, porém percorrendo todos os andares intermédios até esse.

Nota: Não esquecer do domicílio do zelador.

- 4 - Se um sobrado tiver domicílios distintos, um no térreo e outro no andar de cima, proceder como no caso de prédio de apartamentos, isto é, tomar o domicílio de baixo e depois o de cima.
- 5 - Numa casa de cômodos (ou cortiço) proceder como no caso de vilas e prédios de apartamentos, com a diferença que, em lugar de apartamento teremos quarto ou sala onde reside a família.
- 6 - Num terreno de um lote onde houver a casa de frente e várias nos fundos, proceder como no caso de vilas.

APÊNDICE II

Instruções para Tomada de Domicílios uma vez Selecionado o Ponto de Partida de cada UPA

- 1 - Em cada quarteirão assinalar uma das esquinas que marcará o lugar de onde será iniciado o percurso do quarteirão.

Nota: A única exceção é a do quarteirão sorteado para conter o ponto de partida da UPA.

- 2 - Em cada quarteirão assinalar, com uma flexa, o sentido de percurso do quarteirão.

- 3 - Ao percorrer os quarteirões, verificar e pesquisar a existência de outros domicílios que não são percebidos com facilidade tais como:

- domicílios que ficam atrás daqueles cujas janelas dão para a rua, ou seja, domicílios nos fundos do terreno; uma forma de verificar a existência de outros domicílios, além do que é visível, consiste em observar campainhas, caixas de cartas e entradas separadas; quando for necessário, faça ligeiras perguntas;
- domicílios existentes na mesma estrutura (imóvel, casa, prédio, sobrado) onde funcionam escritórios, casas de comércio, indústrias, fábricas, oficinas, bombas de gasolina, etc, ao passar, pesquisar a existência de domicílios;
- domicílios em escolas, igrejas, templos (que seria o domicílio do guarda, do zelador, etc);
- hospitais, sanatórios, casa de repouso: verificar a existência de domicílio; não considerar os quartos dos internados;
- em mosteiros, seminários, embora pouco provável a existência de domicílios de algum guarda, investigar a existência ou não deste domicílio.

- 4 - Hotéis, pensões, pensionatos, repúblicas de estudantes: verificar se o dono, administrador, guarda ou zelador, reside no estabelecimento ou se há hospede ou pensionistas permanente; neste caso, cada quarto é um "domicílio".
- 5 - Casa de cômodos (ou cortiços): cada família corresponderá a um "domicílio".
- 6 - Pesquisar se há pessoas residindo em casas em construção, barracas, automóveis, barcos, etc.

APÊNDICE III

Instruções para Tomada do Conjunto de Sete Crianças

- 1 - Entrando no domicílio "ponto de partida" da UPA, investigar se aí residem crianças do grupo etário em estudo:
 - Se o número de crianças nesse domicílio for inferior a sete, prosseguir o percurso de quarteirão até obter 7 crianças.
 - No caso de ao entrar num domicílio, verificar que o número de crianças aí existente M é superior ao número N de crianças que faltam para completar 7, tomar as M crianças, embora desta forma o conglomerado fique com mais que 7.

APÊNDICE IV

Seleção de um Quarteirão com Probabilidade Proporcional à sua População Estimada para 1980

A população de um quarteirão foi estimada para 1980 atendendo-se a dois requisitos:

- a . A soma das estimativas das populações (em 1980) para todos os quarteirões de uma UPA deverá ser igual à população dessa UPA dada pelo Censo de 1980;
- b . Em uma determinada UPA_i, quanto maior o número de domicílios dado pela contagem rápida em um quarteirão, maior a sua população em 1980 ou seja:

$$\frac{P_{ij}}{C_{ij}} : \text{constante para todos os quarteirões da UPA}_i \quad (1)$$

Onde: C_{ij}: número de domicílios segundo a contagem rápida do quarteirão *j* da UPA_i.

P_{ij}: população (em 1980) do quarteirão *j* da UPA_i.

Da relação (1) concluímos que:

$$\frac{P_{ij}}{C_{ij}} = \frac{\sum_j^{Q_i} P_{ij}}{\sum_j^{Q_i} C_{ij}} \quad (2)$$

Onde Q_i: número de quarteirões da UPA_i

De acordo com o requisito (a) a somatória dos P_{ij} deveria ser igual a P_i (população da UPA_i dada pelo Censo 1980). Representando

$$\sum_j C_{ij}$$

por C_i, a proporção (2) passa a ser:

$$\frac{P_{ij}}{C_{ij}} = \frac{P_i}{C_i} \quad (3)$$

De (3) tira-se a estimativa da população para 1980, do quarteirão *j* da UPA_i é dada por:

$$P_{ij} = \frac{C_{ij}}{C_i} \cdot P_i \quad (4)$$

- seleção de um quarteirão em cada UPA da amostra: foi selecionado um quarteirão com probabilidade proporcional à sua população estimada para 1980, em consideração ao fato de que, na primeira etapa, foram selecionadas UPAs com probabilidade proporcional às respectivas populações em 1980.

A probabilidade de seleção do quarteirão *ij* é dada pela expressão:

$$\frac{30 \cdot P_i}{127.498} \cdot \frac{P_{ij}}{P_i} \quad (5)$$

onde $\frac{30 P_i}{127.498}$: probabilidade que a UPA *i* teve de ser selecionada na primeira etapa (ou o número esperado de vezes que figuraria na amostra)

$\frac{P_{ij}}{P_i}$: Probabilidade que o quarteirão *ij* teve de ser selecionado na segunda etapa, dado que a UPA_i foi selecionada na primeira.

Substituindo-se, nesta última expressão, P_{ij} pelo segundo membro de (4), a probabilidade referente ao quarteirão *ij* nos seria dada por:

$$\frac{C_{ij}}{C_i} \cdot \frac{P_i}{P_i} \text{ ou } \frac{C_{ij}}{C_i}$$

Portanto, dado que a UPA *i* foi sorteada, selecionar o quarteirão *ij*, com probabilidade proporcional a P_{ij}, ou seja, com probabilidade P_{ij}/P_i, é o mesmo que selecionar esse quarteirão com probabilidade proporcional a C_{ij}, ou seja, com probabilidade de C_{ij}/C_i.

Conseqüentemente, para selecionar um quarteirão com probabilidade proporcional à sua população P_{ij} estimada para 1980, dada a modalidade segundo a qual se obteve P_{ij}, pode-se fazê-lo empregando apenas os valores C_{ij} que resultam da contagem rápida de domicílios no quarteirão.